

臨危不懼！後備軍人輔導組織的公共服務動機、組織承諾與組織

認同之探討

簡子文¹ 商介碩² 林建凱³ 陳仕弘⁴ 陳德華⁵

¹³⁴ 國立暨南國際大學公共行政與政策學系博士班

²⁵ 臺南市後備指揮部

摘要

究竟是何種因素足以讓後備軍人輔導組織成員願意在第一時間出現在危險的救災現場？在人人自危的情況下，果敢挺身而出為國家安全貢獻己力？公共服務動機或許是一項極為重要的影響因素。過去 20 餘年中，公共服務動機研究逐漸成為公共組織管理的重要議題。然而，過去的研究多將研究範疇界定在「公部門/非公部門」、「現職人員/非現職人員」所劃分的其中 3 種公共服務樣態中；基於輔導組織成員「非公務部門現職人員」的特殊性，或可補遺過去較為罕見的第 4 類研究。本研究透過多元層級迴歸分析發現，後備軍人輔導組織普遍具有高度公共服務動機，而他們的公共服務動機可正向預測組織承諾，值得注意的是，公共服務動機與組織認同的交互作用對組織承諾具有顯著負向解釋力。據此，本研究建議，貫時性地掌握後備輔導組織成員公共服務動機分布狀況；組織人才甄用可將公共服務動機納入考量；關注「30 歲以下」、「年資 5 年以下」以及「輔導員」成員的組織配適度以及考核成員公共服務動機與組織認同目標是否一致等作為後備軍人輔導組織管理之實務參考。

關鍵詞：後備軍人輔導組織、跨域治理、公共服務動機、組織承諾、組織認同

壹、緒論

如果說國軍是守護國家安全的第一線，那麼後備軍人則是國軍聯合作戰的重要戰力[1]。相對於耳熟能詳的國軍各層級組織，「後備軍人輔導組織」所扮演的角色，雖然極為重要卻往往不為眾人所知。蔡英文總統曾表示：「後備軍人輔導組織是肩負全民國防的任務，是國軍戰力的後盾」[2]。在新冠肺炎疫情肆虐下，國家曾面臨口罩、快篩試劑短缺的窘境時，於此之際，這些無智名，無勇功的國防後盾挺身而出，無疑緩解了國家危難，也再次彰顯後備輔導組織在國家安全防衛體系中的重要

角色。

究竟是何種因素足以讓輔導組織成員能在第一時間出現在危險的救災現場？在人人自危的情況下，願意挺身而出為國家安全貢獻己力？公共服務動機或許是一項極為重要的影響因素。過去 20 餘年中，公共服務動機研究逐漸成為公共管理領域的重要議題[3]。顧名思義，對於公共服務動機最簡要的理解，就是行動者從事公共服務行為的動機[4]。過去的研究態樣通常聚焦於 3 類行動者的公共服務動機探討，分別是現職公務人員、非公部門現職人員以及志願服務組織，如表一[4]。

表一：不同工作者身分與服務部門之公共服務動機研究主題

	公部門	非公部門
現職人員	第一種：工作績效	
非現職人員	第二種：職業動機	第三種：志願服務、工作績效

資料來源：轉引自李俊達（2020：62）

嚴格來說，這3種行動態樣，都不足以解釋後備軍人輔導組織在我國環境系絡的特殊性。具體而言，後備軍人輔導組織或許最接近於志願服務的第三類研究，但是這類研究聚往往焦於「非公部門」的「非現職人員」所具有的公共服務動機。這類研究者通常視公共服務為一種向社會或大眾提供有價值的物品或服務，而且這些公共服務輸送作為並非原屬於公部門的工作或任務範疇，其所指涉的對象通常是非營利部門或第三部門[5]。然而，輔導組織成員所具有的角色特性卻不在過去的研究類型中，輔導組織平時服務於社會各界，工作之餘他們參加維護國家安全的「法定任務」（例如救災、動員令送達、催促報到等）。此外，後備軍人輔導組織是國防部依據「後備軍人輔導組織設置辦法」所成立，具有法源正當性。因此，當他們在從事各項任務時，他們的身分即轉換為國防部門的現職人員，因為有如此的身分轉換，令他們的身分具有某種非國防部門現職人員之殊性，此種特殊身分正可彌補過去的研究間隙。

此外，過去的研究指出單純以公、私部門的差異或許無法完全反映工作的公共服務屬性；進而觀之，私部門可能涵容許多公共服務取向的工作；相對而言，公部門成員所從事的工作也未必具有高度公共性質[6]。本文認為，後備輔導組織的工作本質並非處理一般例行公務，而是多半與民眾生命財產安全的保障息息相關（例如災害防救）；因此相較於其他的私部門職業

領域，他們的工作內容實具有較強的公共服務性格，因此與民眾公共利益具有高度連結[6]。

本研究依循 Perry 與 Vandenabeele 的建議[7]，試圖對公共服務動機的「個別機構」作出研究貢獻，而後備軍人輔導組織的特殊性，正好符合過去研究所遺漏的第4種類型「非公務部門現職人員」。循此，本研究以公共服務動機為基礎，針對不同動機構面探討其對於組織承諾、組織認同的影響，以彌補現有文獻的不足。

下一部份首先進行文獻回顧，針對公共服務動機、組織承諾與組織認同進行探討，進而指出公共服務動機與組織認同對於組織承諾的重要性。第三與第四部份說明資料來源和變數衡量，並呈現資料分析結果。最後則討論研究發現及相關政策建議。

貳、文獻檢閱與研究假設

一、公共服務動機的定義

「公共服務動機」（Public Service Motivation, PSM）概念之發展與研究，學者們一般同意始於 Rainey 的公私部門組織行為研究[4、8]；該研究發現，公私部門員工們積極任事的背後，事實上是受到不同的激勵因子所驅動，也就是說，公私組織成員的服務倫理並不相同，舉例而言，相較於企業成員，公部門成員一般會認為自己的工作是一種意義的公共服務，主要目的是利他或助他；私部門則較偏向自利或利己[4]。遺憾的是，Rainey 並沒有繼續為 PSM 發展更為精確的操作性定義與測量工具[9]。所幸，後續 Perry 與 Wise [10]重新探討 PSM 並指出，公共服務動機主在探究政府或公共組織行為個體具之所以備服務熱忱的動機[4]；直到 1996 年，由 Perry 發展而成的公共服務動機量表首

度問世[8、11]。嗣後，在學界前仆後繼的努力下，公共服務動機逐漸成為公共行政學界的重要議題[8]，並不斷彌充公共服務動機的理论意涵[12]。

具體而言，Perry 與 Wise 的研究目的主在歸納與辨識公共服務與私部門服務動機的區別，他們首先聚焦於個體從事公共服務的參與誘因，並由此突顯公、私部門行為者的行為動機在根本上存有差異。Rainey 與 Steinbauer [10]則認為公共服務動機是一群人，乃至於整個州、整個國家或人類普遍的利他動機；並試圖將公共服務動機與政府效能構連。至此，不難發現公共服務動機已悄然從個體擴至群體，從個人誘因轉向利他主義[13]。

而 Brewer 與 Selden 則試圖將 PSM 發生的範圍由政府公務部門擴及其他公共相關場域，例如社會或社區的公共服務；他們視公共服務動機為一種誘使個人表現出有意義的公共、社區以及社會服務的某種行動力[14]。更有甚者，如 Vandenabeele 站在更為宏觀的角度看待公共服務動機，他認為具有公共服務動機的個人普遍具有超越自利以及組織利益的特質，他們常為了更高層次的政治體信仰以及價值利益等，促使自身採取行動[15]。Perry 與 Hondeghem 則更為涵容地指出，公共服務動機本質上實為一種奠基於行善的起心動念，進而產生主動服務他者的具體行動[16]。綜合上述，公共服務動機自提出以來具有從個體朝向群體；從探討個人誘因朝向利他、行善特質；從特定的政府、公共團體朝向非特定團體等三種面向的理論內涵擴展[12]。

綜觀公共服務動機的理论發展歷程，最初的公共服務動機定義似乎較為偏狹，它注重公部門中個人受到公共制度與組織驅使的一種傾向[10]；晚近的公共服務動

機定義較為寬闊富有彈性，主張即便是在私部門服務者，同樣都能基於公共服務動機而發揮提升工作績效[17]。因此它是一種「個人從事公共服務行為的動機」[3]。顯見，後來的公共服務動機本質上與利他主義或親社會導向的公共善舉具有極高的關聯[8]。基此，不難推論具有公共服務動機的行動者直觀上會較偏好透過各種途徑來參與各種公共事務，對於服務社會他者具有較高的熱忱[8]。誠然，後備軍人輔導組織成員即有上述特質，後備輔導組織為國防部門之一支，其成員本身並非透由考試選拔而進入組織，而是基於服務全民國防的熱忱自願報名，經參加訓練獲得資格後始具備後備軍人輔導幹部身分；這些自願參與者多來自各界社會賢達，他們平時忙於個人家庭與事業之餘，卻願意運用僅存的時間參與國防志工（無給職）行列，尤其在國家面臨各項安全威脅時（口罩國家隊、快篩國家隊），總是看到他們身處第一線的背影，此舉與其成員本身即具備較高的公共服務動機不無關聯。實證的研究也呼應如此現象，研究顯示，具有高度公共服務動機者會有較高的意願進入公共部門服務[18、19、20、21、22]。

二、公共服務動機與組織承諾

探討公共服務動機與組織承諾的關聯性為何？需要回到組織承諾的定義做討論。組織承諾係 Whyte[23]所提出，他認為「組織人，不僅為組織工作，同時也屬於組織」[24]。到了1982年，組織承諾才被 Mowday et al. [25]具體操作並發展測量工具[26]。

進而論之，組織承諾係指員工對其所屬組織的一種心理結合力，是影響員工組織行為的重要因素[27]。這種心理結合力是組織員工內心對於組織的認同程度或心理傾向[24、28]；此一心理傾向可視為是

組織成員願意為組織貢獻心力及盡忠職守的程度[29]。具體而言，組織承諾可透過成員對組織目標與價值的認同感、工作投入及對組織忠誠程度予以衡量。Robbins [30]也持類似的看法，他認為組織承諾是組織成員對於組織的認同感、忠誠度及參與組織活動的積極程度。Meyer et al. [31]則認為，組織承諾除了是一種個體對組織認同、情感依附與涉入程度外，個體也會考量身為組織成員的義務以及如果離職可能付出的成本與代價[32]。

總的來說，組織承諾含括組織成員對於組織的投入、貢獻與忠誠，員工對組織承諾的高低反映個人對組織的綜合態度[24]。當個人對組織承諾越高，代表其對組織擁有較高程度的連結、向心、投入與忠誠，令個體由於考量退出組織可能產生的成本，對組織的運作較傾向以積極正向的態度配合。

本研究認為後備輔導組織成員如果本身即具有高度的公共服務動機，將較為願意對全民國防事務投注心力，也容易展現較高的忠誠度，這可從歷年後備軍人晉任表揚典禮中頒發眾多的30年、40年、50年服務勳章看見端倪。如同一些研究指出，公共服務動機較高的個人對於非營利組織或公共部門會產生較高的組織認同與承諾[33、34]。再如Hall認為，具有公共服務動機的員工，較願意進入公部門任職[10、18]，對於公共事務及政府機關容易存在較高的組織承諾[35、36]，即使沒有得到滿意的薪資或紅利，亦會積極的參與組織的活動。Crewson的研究也與此呼應，他發現公部門人員有強烈的公共服務動機時，則對於組織的承諾感愈高[37]。綜上所述，本研究提出以下假設：

H₁：公共服務動機對組織承諾有正向影響。

三、組織認同與組織承諾

「組織認同」(Organizational Identification)與「組織承諾」(Organizational commitment)是極容易產生混淆的二個概念。過去部分研究曾將組織認同視為組織承諾的次構面 [38、39、40]。這些研究認為，組織認同與組織承諾中的情感性承諾(affective commitment)極為類似。但即使極為類似也無法逕然畫上等號，後續的研究運用因素分析驗證發現，二概念間實具有明確的區別效度[41、42、43]。

組織認同意指個體願意接受自己是屬於某個特定組織的一份子，願意將該組織成員的身分視為自我概念的一部份，並覺得自己與組織具有關聯性時，便產生組織認同(Organizational identification)的感受[44、45、46]，因此組織認同是個體產生組織認定後續的心理歷程與感受。

就組織認同與組織承諾的理論差異而言，王豫萱、胡昌亞曾歸納指出，組織承諾具的所牽涉的對象較組織認同來得明確[40]。舉例而言，由於組織承諾是組織成員心中對於是否願意續留於組織的認知，因此其指涉的對象定然是組織內成員；相對來說，組織認同則不必就是組織內成員，因為組織認同是個人基於本身對組織的認識，而產生與該組織產生連結的意圖程度[47]，因此例如供應商或顧客等皆能夠產生組織認同，卻無法產生組織承諾。再者，組織認同能讓產生認同的個體重新審視「我是誰？」，透過此種自我參照，個體試圖以其認同的組織成員身分自我定義，而組織承諾並不會產生自我參照與自我定義[41]。然而這也引出下一個差異之處，當組織認同程度愈顯著(Salience)，個體越容易用該認定對象定義自己，因此當出現更明顯的參照對象時，組織認同的對象將發生改變與變動；然而，當個體產生

組織承諾時，並不隨著參照對象變動而改變[41]。最後，如 Meyer et al.所言，組織承諾內含個體對組織的義務、情感依附、認同與涉入程度，並顧及離職可能付出的代價[24]。因此實務上組織成員可能會因為沉沒成本(sunk costs)或交易成本(transaction cost)過高而選擇繼續留任而非離職，顯見組織認同是組織成員願意續留組織內的重要因素，卻非唯一因素[42、48]。

綜上所述，組織認同與組織承諾在過去的部分研究雖然有所混淆，國內也有類似的狀況，但事實上他們彼此在指涉對象；會不會產生自我參照；參照對象是否變動；以及為組織投注心力的考量上存在明顯差異。理解二者差異之後對於後續究竟選擇組織認同或是組織承諾作為調節變項帶來極大助益。然而，就同一個組織成員而言，當他們對組織的認同感越高時，應能對組織做出更高的承諾，順此，本研究發展以下假設：

H₂：組織認同對組織承諾有正向影響。

四、組織認同的調節效果

組織認同經常扮演重要的調節角色，例如研究顯示，組織認同在職業成長對離職意願之影響間發揮了調節作用；在較高的組織認同程度下，職業成長對離職意願的影響較小。研究顯示，高組織認同感能緩解工作倦怠；一般而言，高組織認同的成員較能致力實現組織目標[49]，這不僅舒緩組織成員工作壓力[50]，其工作倦怠對離職意願的影響也隨之趨緩[51、52]。

本研究認為將組織認同視為調節效果將有利本研究的調性。首先，上一小節中，本研究指出組織認同可以存在於不同的認知對象中，而當組織認同的對象與組織承諾的對象相結合時，即可能加強成員組織承諾的強度。顯然，組織內不同對象的認

同具有不同維度的差異性，例如個人雖不認同組織但卻強烈認同整個組織工作團隊；又或者對工作部門存有矛盾，卻認同職業價值等[40]。由於這些複雜的組織認同情境，強化了本研究將組織認同做為調節變項的合理性。因為當輔導組織成員認同的價值與公共服務價值相契合時，將能強化組織承諾的力度。

再者，本研究欲探討的研究問題中，PSM 與組織認同之間的關聯性並沒有太多的實證研究探討。然而，一般而言組織認同是反映出組織對於其內部成員的形象、吸引力、相關性與滿意度的心理狀態[53]，此種心理狀態極有可能因為個體本身的高公共服務動機，深化了組織認同的心理認知，促使行為個體對公共組織指產生更高的嚮往與自我聯結，最後對組織承諾產生加乘效果。簡言之，組織認同與公共服務動機同樣作為心理認知，可能同時對組織承諾產生交互作用。綜合上述，本研究發展以下假設：

H₃：組織認同對公共服務動機與組織承諾有調節效果。組織認同程度越高，公共服務動機與組織承諾的正向關係越強；組織認同程度越底，公共服務動機與組織承諾的正向關係越弱。

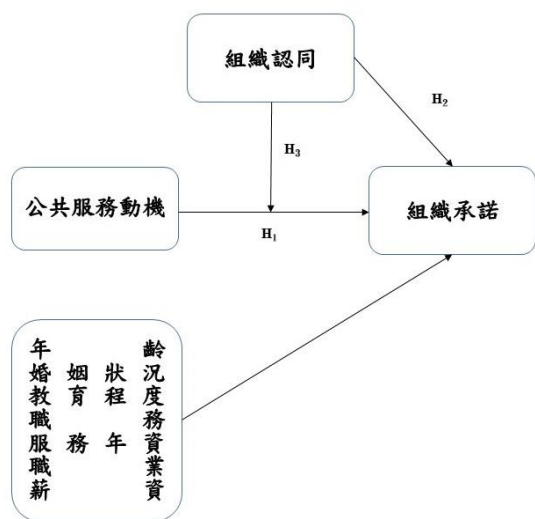
參、研究設計

一、研究架構及變項操作化

本研究依據前述研究假設，繪製研究架構如圖一。本研究各變項衡量皆以李克特七點尺度量表進行量測。首先，本研究自變項—公共服務動機，是後備軍人輔導組織成員自身對回應公共制度、組織文化、服務社會、民眾等認知下，而產生超越自我及組織利益的利他動機[3]，擬採用的 Kim 編制的公共服務動機量表作為本研究施測工具[54]。此量表區分政策參與 3

題、公共利益承諾 3 題、同情心 4 題、自我犧牲 4 題，共計 4 構面 14 題項。依變項一組織承諾，是後備軍人輔導組織成員對於組織的忠誠度及參與組織活動的積極程度，使用的是 Mowday、Steers & Porter 組織承諾量表[55]，題項為 15 題。

調節變項一組織認同，是指後備軍人輔導組織成員願意接受自己是組織的一份子，願意將輔導幹部身分視為自我概念的一部份，並覺得自己與輔導組織具有關聯性時，便產生組織認同（organizational identification）的感受[44、45、46]，使用的是 Cheney 的組織認同量表[56]，題項為 20 題。



圖一：研究架構圖

資料來源：本研究整理

二、研究對象與調查流程（資料蒐集過程與樣本）

依照前述研究架構所建構的問卷，本研究於 2022 年 10 月以便利取樣方式邀請熟識之輔導中心幹部填答，再透過滾雪球方式擴大樣本數，從 2022 年 10 月 1 日 31 日止，本研究共回收 200 份問卷，有效回收率 100%。

三、效度與信度分析

(一)效度

將各量表進行 SPSS 因素分析，公共服務動機量表各分量表 KMO 值分為「政策參與」為 0.702，「公共利益承諾」為 0.715，「同情心」為 0.813；「自我犧牲」量表 KMO 值為 0.81；「組織承諾」量表 KMO 值為 0.949；「組織認同」量表 KMO 值為 0.958。Bartlett 球型檢定均達顯著（p<0.001），適合進行因素分析；各分量表經主成分分析，萃取固定分子 1，所得結果，各題因素負荷量皆> 0.4，因此全數保留。茲將因素分析各題項的因素負荷量整理如表二。

表二：因素分析摘要表

量表	題項	因素負荷量	特徵值	解釋變異量
政策參與	1	0.833	2.289	76.289
	2	0.908		
	3	0.878		
公共意義承諾	4	0.921	2.387	79.559
	5	0.900		
	6	0.853		
同情心	7	0.844	2.773	69.322
	8	0.771		
	9	0.856		
	10	0.857		
自我犧牲	11	0.847	3.206	80.15
	12	0.894		
	13	0.926		
	14	0.912		
組織承諾	15	0.790	9.783	65.22
	16	0.798		
	17	0.856		
	18	0.884		
	19	0.788		
	20	0.821		
	21	0.837		
	22	0.824		
	23	0.749		
	24	0.811		
	25	0.770		
	26	0.810		
	27	0.809		
	28	0.696		
	29	0.853		
組織認同	30	0.777	9.783	65.22
	31	0.723		
	32	0.875		
	33	0.838		
	34	0.784		
	35	0.832		
	36	0.848		
	37	0.839		
	38	0.885		
	39	0.840		

40	0.770
41	0.631
42	0.831
43	0.807
44	0.845
45	0.831
46	0.860
47	0.808
48	0.821
49	0.879
留題準則	>0.400

資料來源：本研究整理

(二)信度

本研究自變項—公共服務動機，信度分析結果如表三，顯示各構面測量測量题目的信度係數 (Cronbach's α) 分別為政策參與 0.835；公共利益承諾 0.871；同情心 0.848；自我犧牲 0.915，且全部題項合併後 α 值達 0.942。組織承諾 α 值為 0.96；組織認同 α 值為 0.972。以上各題項刪除單題後皆無法明顯提升信度係數，顯見具有內部一致性效果。

表三：信度分析

構面	觀察變數個數	Cronbach α 值
政策參與	3	0.835
公共利益承諾	3	0.871
同情心	4	0.848
自我犧牲	4	0.915
公共服務動機	14	0.942
組織承諾	15	0.960
組織認同	20	0.972

資料來源：本研究整理

肆、實證分析

一、敘述統計

(一)受訪者背景資料

本研究共計取得 200 位後備軍人輔導幹部樣本；樣本背景變項如表四。研究參與者年齡高於 50 歲者多達半數以上 (59%)；婚姻狀況為已婚者高達 8 成 (82%)；教育程度則以高中職以下 (28.5%)、學士 (26%) 及專科 (26.5%) 學歷為主；在輔導中心擔任的職務而言，以輔導組長 (30.5%)、督導員 (21%) 與輔導員 (20

%) 人數為多；年資以 21 年以上佔據將近一半 (48%)，職業類別以公教人員 (21.5%) 與商服務業 (19%) 為主體，薪資範圍多座落於 3 萬 5 萬之間 (43.5%)，而薪資位在 5 至 7 萬之間者約有 28%。

表四：受訪者背景描述性統計

變項	區分	次數	百分比
年齡	30 歲以下	8	4%
	31 至 40 歲	25	12.5%
	41 至 50 歲	49	24.5%
	51 歲以上	118	59%
婚姻狀況	未婚	31	15.5%
	已婚	164	82%
	其他	5	2.5%
教育程度	高中職以下	57	28.5%
	專科	53	26.5%
	學士(含二技、四技)	52	26.0%
	碩士	33	16.5%
	博士	4	2%
	其他	1	0.5%
中心職務	主任	26	13%
	副主任	10	5%
	秘書	21	10.5%
	督導員	42	21%
	輔導組長	61	30.5%
	輔導員	40	20%
服務年資	5 年以下	42	21%
	6 年至 10 年	32	16%
	11 年至 15 年	13	6.5%
	16 年至 20 年	17	8.5%
	21 年以上	96	48%
職業	公教人員	43	21.5%
	商業服務	38	19%
	農林漁牧業	12	6%
	製造業	16	8%
	資訊科技業	3	1.5%
	金融業	6	3%
	文化	2	1%
	營造業	14	7%
	其他	64	32%
薪資	30,000 元 (含) 以下	26	13%
	30,001-50,000 元	87	43.5%
	50,001-70,000 元	56	28%
	70,001-90,000 元	14	7%
	90,001-110,000 元	12	6%
	110,001 元 (含) 以上	5	2.5%
樣本數		200	100%

資料來源：本研究整理

(二)各題目、變項描述性統計

掌握調查對象的基本資料描述後，繼之將分析焦點置於自變項—公共服務動機；依變項—組織承諾與調節變項—組織認同，如表五。

表五：公共服務動機、組織承諾與組織認同之描述性統計

構面		觀察值	最小值	最大值	平均數	標準差
公共服務動機	政策參與	200	4	7	6.40	0.682
	公共利益承諾				6.44	0.658
	同情心				6.35	0.696
	自我犧牲				6.26	0.794
	整體				6.36	0.617
組織承諾					6.44	0.628
組織認同					6.38	0.665

資料來源：本研究整理

首先，公共服務動機區分為「政策參與」、「公共利益承諾」、「同情心」與「自我犧牲」4 個構面。以公共利益承諾最高（6.44）；政策參與次之（6.4）；同情心再次（6.35）；自我犧牲（6.26）最低。整體而言，同情心與自我犧牲稍微低於整體平均（6.36）；政策參與以及公共利益承諾高於正體平均；且資料離散程度差異並不大。因此，可發現輔導中心組織成員普遍具有高度的公共服務動機，惟少部分成員可能較不願意為輔導中心提供無償服務、較少犧牲個人權益及無私奉獻的幫助他人。若進一步觀察各題項表現，可發現問項「對輔導中心的付出，比個人成就更為重要」的平均數最低（6.18）。這可能與輔導中心的任務屬性乃由成員在工作之餘協助國防任務有關，有先求修身，再求治國的跡象。

其次，就組織承諾而言，其平均數偏高（6.44），說明了多數的輔導組織成員具有高度的組織承諾。進一步觀察，問項「就輔導中心的政策和我意見相反，我也不願意離開這個組織」平均值最低（6.18），或可與公共服務動機的觀察相呼應，當輔導中心的政策方向與自我價值

或成就相左時，部分的輔導組織成員仍偏向於自我為中心。

最後，就組織認同來看，平均數為 6.38，代表輔導組織的組織認同相當高，觀察題項「當我聽到別人詆毀輔導中心時，我會變得煩躁」的平均值最低（6.07），代表當成員聽到有關輔導組之負面的評論或論述時，感到煩躁的程度是相對低的。

若將前述 3 個平均值最低的題項一併觀察，不難發現縱使多數的組織成員雖然具有高度公共服務動機、組織承諾與組織認同，但當組織利益與個人利害關係相互糾結時，則會在一定程度上降低公共服務動機、組織承諾與組織認同的程度。

(三)雙變項描述性統計

以下針對雙變項進行描述性統計論述。就人口變項對於其他變項（公共服務動機、組織承諾與組織認同）的關係而言，透過 ANOVA 分析後發現，組織成員的教育程度、職業與收入等，不論在「公共服務動機」、「組織承諾」或「組織認同」等面向均無顯著差異。

在「職務」變項中，輔導員在「公共服務動機」、「組織承諾」與「組織認同」有顯著低於主任、副主任與秘書的跡象，如表六。

表六：職務對公共服務動機、組織認同與組織承諾之 ANOVA 分析

構面名稱	職務	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共服務動機	主任	26	6.62	0.426	0.06	4.046**	主任 > 輔導組
	副主任	10	6.6	0.47			主任 > 輔導員
	秘書	21	6.64	0.42			副主任 > 輔導員
	督導員	42	6.34	0.633			副主任 > 輔導員
	輔導組長	61	6.3	0.628			秘書 > 輔導組
	輔導員	40	6.36	0.685			秘書 > 輔導員
組織認同	主任	26	6.68	0.407	0.16	3.668**	主任 > 督導員
	副主任	10	6.81	0.215			主任 > 輔導組
	秘書	21	6.61	0.449			主任 > 輔導員
	督導員	42	6.32	0.65			副主任 > 督導員
	輔導組長	61	6.26	0.743			副主任 > 輔導員
	輔導員	40	6.21	0.74			秘書 > 輔導組
組織承諾	主任	26	6.64	0.391	0.23	2.864*	主任 > 輔導組
	副主任	10	6.80	0.231			主任 > 輔導員
	秘書	21	6.64	0.435			副主任 > 輔導員
	督導員	42	6.43	0.616			副主任 > 輔導員
	輔導組長	61	6.35	0.656			副主任 > 輔導員
	輔導員	40	6.24	0.779			秘書 > 輔導員

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

就「年資」變項而言，年資 5 年以下成員的「公共服務動機」與「組織承諾」均顯著低於服務 6 年以上者；而在「組織認同」方面，則是年資 11 年以上成員顯著高於 5 年以下成員，如表七。

表七：年資對公共服務動機、組織認同與組織承諾之 ANOVA 分析

構面名稱	年資	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共服務動機	5 年以下	42	5.97	0.664	0.17	6.733***	6-10 年 > 5 年以下
	6-10 年	32	6.42	0.549			11-15 年 > 5 年以下
	11-15 年	13	6.59	0.471			16-20 年 > 5 年以下
	16-20 年	17	6.67	0.346			21 年以上 > 5 年以下
	21 年以上	96	6.42	0.602			
組織認同	5 年以下	42	6.08	0.703	0.09	3.508**	11-15 年 > 5 年以下
	6-10 年	32	6.37	0.737			16-20 年 > 5 年以下
	11-15 年	13	6.49	0.633			21 年以上 > 5 年以下
	16-20 年	17	6.67	0.413			
	21 年以上	96	6.45	0.627			
組織承諾	5 年以下	42	6.10	0.754	0.1	4.921**	6-10 年 > 5 年以下
	6-10 年	32	6.46	0.542			11-15 年 > 5 年以下
	11-15 年	13	6.60	0.462			16-20 年 > 5 年以下
	16-20 年	17	6.76	0.319			21 年以上 > 5 年以下
	21 年以上	96	6.50	0.604			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

以「年齡」來看，不論組織成員為何種年齡，其在「組織承諾」與「組織認同」方面無顯著差異；但就「公共服務動機」而言，41 歲以上成員的「公共服務動機」顯著高於 30 歲以下成員，如表八。

表八：年齡對公共服務動機、組織認同與組織承諾之 ANOVA 分析

構面名稱	年齡	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共服務動機	30 歲以下	8			3.368*		41-50 歲 > 30 歲以下
	31-40 歲	25					51 歲以上 > 30 歲以下
	41-50 歲	49					
	51 歲以上	118					
組織認同	30 歲以下	8	6.26	0.415	0.704		
	31-40 歲	25	6.32	0.781			
	41-50 歲	49	6.29	0.693			
	51 歲以上	118	6.44	0.641			
組織承諾	30 歲以下	8	6.24	0.494	0.101	1.363	
	31-40 歲	25	6.31	0.788			
	41-50 歲	49	6.36	0.64			
	51 歲以上	118	6.51	0.589			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

若進一步以「公共服務動機」的各項構面來看，「婚姻狀況」為已婚的成員「公共利益承諾」顯著高於未婚者，如表九。

表九：婚姻狀況對公共服務動機—公共利益承諾與自我犧牲之 ANOVA 分析

構面名稱	婚姻狀況	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共利益承諾	未婚	31	6.14	0.66	3.88*		已婚>未婚
	已婚	164	6.49	0.664			
	其他	5	6.6	0.723			
自我犧牲	未婚	31	5.99	0.881	2.971**		已婚>未婚
	已婚	164	6.3	0.772			
	其他	5	6.75	0.559			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

而「自我犧牲」構面也發現相似的現象但程度未達顯著水準(p=0.054)；就「年齡」而言，30歲以下成員的「公共利益承諾」程度顯著低於41歲以上成員，如表十。

表十：年齡對公共服務動機—公共利益承諾之 ANOVA 分析

構面名稱	年齡	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共利益承諾	30歲以下	8	5.83	0.713	3.582*		41-50歲>30歲以下 51歲以上>30歲以下
	31-40歲	25	6.29	0.689			
	41-50歲	49	6.39	0.685			
	51歲以上	118	6.53	0.614			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

就「年資」來看，服務5年以下成員的「公共利益承諾」程度顯著低於服務6年以上成員，如表十一。

表十一：年資對公共服務動機—公共利益承諾之 ANOVA 分析

構面名稱	年資	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
公共利益承諾	5年以下	42	5.99	0.735	0.17	7.397***	6-10年>5年以下 11-15年>5年以下 16-20年>5年以下 21年以上>5年以下
	6-10年	32	6.46	0.492			
	11-15年	13	6.64	0.461			
	16-20年	17	6.73	0.395			
	21年以上	96	6.54	0.64			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

就「職務」類別來看，主任在「政策參與」、「利益與承諾」、「同情心」與「自我犧牲」程度均顯著高於輔導員；副主任則在「政策參與」、「利益與承諾」也有類似現象，但在「同情心」與「自我犧牲」則無顯著差異；秘書則在「政策參與」、「利益與承諾」與「同情心」有類似現象，「自我犧牲」則無顯著差異；其餘如督導員與輔導組長，則僅在「利益與承諾」顯著高於輔導員，在「政策參與」、「同情心」與「自我犧牲」程度均無顯著差異，如表十二。

表十二：職務對公共服務動機—政策參與、公共利益承諾同情心與自我犧牲之 ANOVA 分析

構面名稱	職務	個數	平均	標準差	變異數同質性檢定	F 值	事後比較
政策參與	主任	26	6.73	0.411	0.52	4.423**	主任>督導員 主任>輔導組長 主任>輔導員 副主任>督導員 副主任>輔導組長 副主任>輔導員 秘書>督導員 秘書>輔導組長 秘書>輔導員
	副主任	10	6.73	0.439			
	秘書	21	6.71	0.551			
	督導員	42	6.25	0.768			
	輔導組長	61	6.37	0.681			
	輔導員	40	6.15	0.7			
公共利益承諾	主任	26	6.72	0.429	0.58	5.36***	主任>輔導組長 主任>輔導員 副主任>輔導員 副主任>輔導組長 秘書>輔導組長 秘書>輔導員 督導員>輔導員 輔導組長>輔導員
	副主任	10	6.77	0.417			
	秘書	21	6.75	0.42			
	督導員	42	6.48	0.634			
	輔導組長	61	6.35	0.719			
	輔導員	40	6.09	0.688			
同情心	主任	26	6.53	0.589	0.35	1.52	主任>輔導員 主任>秘書 副主任>輔導員 副主任>秘書 秘書>輔導員 督導員>輔導員 輔導組長>輔導員
	副主任	10	6.58	0.698			
	秘書	21	6.56	0.612			
	督導員	42	6.33	0.647			
	輔導組長	61	6.3	0.763			
	輔導員	40	6.35	0.721			
自我犧牲	主任	26	6.54	0.59	0.16	2.61*	主任>輔導員
	副主任	10	6.33	0.913			
	秘書	21	6.55	0.621			
	督導員	42	6.33	0.786			
	輔導組長	61	6.18	0.777			
	輔導員	40	6.96	0.907			

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

綜上所述，輔導組織成員的教育程度、職業與收入等，與「公共服務動機」、「組織承諾」及「組織認同」較無關聯。服務年資達 11 年以上者，相較其他成員來說，可能同時具有較高的「公共服務動機」、「組織承諾」與「組織認同」。年齡在 41 歲以上者，則可能比其他成員具有較高的「公共服務動機」。就職務來看，輔導員的「公共服務動機」、「組織承諾」與「組織認同」明顯低於主任、副主任與秘書；就「公共服務動機」來看，主任、副主任、秘書、督導員與輔導組長相繼在「政策參與」、「利益與承諾」、「同情心」上均高於輔導員，唯獨在「自我犧牲」面相均無顯著差異。換言之，主任、副主任、秘書、督導員與輔導組長的「自我犧牲」程度相較於輔導員而言並無差別。此與一般認知或有差異，一般而言會認為，職務越高應該越有相應為組織做出更多犧牲的認知，惟就資料顯示似乎並非如此。

接續討論自變項、依變項與調節變相間關係，透過相關分析(表十三)發現，「公共服務動機」與「政策參與」、「公共利益承諾」、「同情心」、「自我犧牲」、「組織承諾」及「組織認同」具顯著正相關。也就是說，當公共服務動機越高時，則「組織承諾」與「組織認同」越高，反之亦然。然而，組織承諾與組織認同對「公共服務動機」的次構面—「自我犧牲」的關係中，相較於「政策參與」、「公共利益承諾」與「同情心」等構面是相關係數最低的。也就是說，當部分成員的「自我犧牲」精神不高時，他們的組織任承諾與組織認同也相對較低。

表十三：分析變項相關性分析

變項	公共服務動機	政策參與	公共利益承諾	同情心	自我犧牲	組織承諾	組織認同
公共服務動機	1						
政策參與	0.862**	1					
公共利益承諾	0.907**	0.809**	1				
同情心	0.853**	0.627**	0.669**	1			
自我犧牲	0.867**	0.598**	0.707**	0.679**	1		
組織承諾	0.876**	0.755**	0.804**	0.756**	0.744**	1	
組織認同	0.847**	0.741**	0.764**	0.756**	0.698**	0.934**	1

註：* $P < 0.05$ ；** $P < 0.01$ ；*** $P < 0.001$ 。

資料來源：本研究整理。

二、假設驗證—迴歸分析

(一)公共服務動機對組織承諾影響

本分析主要驗證假說 1：「公共服務動機對組織承諾有正向影響」，以迴歸分析檢驗公共服務動機四個因素「組織互動、組織利益與承諾、同情心及自我犧牲」對組織承諾具有顯著的影響，迴歸分析結果如表十四所示， $R^2 = 0.769$ ，調整後 $R^2 = 0.764$ ，F 值為 27.094，所有變數(P 值 < 0.01)呈現顯著水準，表示迴歸模型具有解釋力；亦即顯示公共服務動機對組織承諾具有顯著影響，假說驗證成立；其中又以公共利益與承諾 0.284 及同情心 0.278 影響最大。

表十四：公共服務動機對組織承諾之迴歸分析

組織承諾	未標準化	標準化	t 值	p 值
	係數	係數		
政策參與	0.199	0.217	3.623	0.00
公共利益與承諾	0.272	0.284	4.222	0.00
同情心	0.250	0.278	5.414	0.00
自我犧牲	0.178	0.225	4.246	0.00

F 值(P 值) = 162.328***

R-square = 0.769

adjusted R-square = 0.764

註：* $P < 0.05$ ；** $P < 0.01$ ；*** $P < 0.001$ 。

資料來源：本研究整理

(二)組織認同對組織承諾的影響

本分析主要驗證假說 2：「**組織認同對組織承諾有正向影響**」，以迴歸分析檢驗組織承諾對組織承諾具有顯著的影響，迴歸分析結果如表十五所示， $R^2=0.873$ ，調整後 $R^2=0.872$ ，F 值為 1358.561 呈現顯著水準，所有變數(P 值<0.01)呈現顯著水準，表示迴歸模型具有解釋力；亦即顯示公共服務動機對組織認同具有顯著影響，假說驗證成立。

表十五：組織認同對組織承諾的影響之迴歸分析

組織承諾	未標準化標準化			
	係數	係數	t 值	p 值
組織認同	0.251	0.258	3.949	0.00
F 值(P 值)= 1358.561***				
R-square= 0.873				
adjusted R-square= 0.872				

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

(三)組織認同對公共服務動機與組織承諾的調節效果

多元階層迴歸分析部分，針對公共服務動機為自變項，組織承諾為依變項，組織認同為調節變項進行階層迴歸分析。以多元階層迴歸檢驗：公共服務動機和組織認同對組織承諾之效果。分析結果如表十六。分析結果顯示，公共服務動機和組織認同的主效果可以解釋組織承諾變異中的 90.4%，F（16, 183）=107.768, $p<0.001$ ，而在控制主效果後，公共服務動機*組織認同的交互作用可以增加 0.6%的組織承諾變異，F（1,182）=11.491, $p<0.01$ 。公共服務動機*組織認同的交互作用對組織承諾有顯著負向解釋力（ $\beta=-0.098$, $p<0.01$ ），因此假設 3 僅部分成立。

表十六：公共服務動機、組織認同對組織承諾之交互作用

	組織承諾		
	Model 1	Model 2	Model 3
自變項			
公共服務動機	0.893***	0.302***	0.272***
組織認同		0.684***	0.647***
控制變項			
年齡			
30 歲以下	0.073	-0.004	-0.013
31-40 歲	0.028	-0.036	-0.033
41-50 歲	0.008	-0.016	-0.017
婚姻狀況			
未婚	0.124	-0.47	0.033
已婚	0.043	0.005	-0.004
職務			
主任	-0.032	-0.045	-0.046
副主任	0.045	-0.001	0.002
秘書	-0.037	-0.017	-0.015
督導員	0.006	0.024	0.021
輔導組長	-0.02	0.008	0.004
年資			
5 年以下	-0.073	-0.016	-0.02
6-10 年	-0.063	-0.003	-0.006
11-15 年	0.031	0.001	0.002
16-20 年	0.008	0.02	0.021
交互作用			
公共服務動機*組織認同			-0.098**
R ²			
	0.787	0.904	0.91
Adj R ²			
	0.77	0.896	0.901
F			
	45.459	107.768	107.92
ΔR^2			
	0.787	0.904	0.006
ΔF			
	45.459***	107.768***	11.491**

註：*P<0.05；**P<0.01；***P<0.001。

資料來源：本研究整理。

進一步繪製交互作用圖（如圖二），經單純斜率（simple slope）檢定顯示：對組織認同高分組而言，公共服務動機對組織承諾具有顯著解釋力（ $b=0.055$, $p<0.001$ ）。對組織認同低分組而言，公共服務動機對組織承諾亦有顯著解釋力（ $b=0.086$, $p<0.001$ ）。由迴歸係數可見，組織認同底分組，公共服務動機對組織承諾的正向解釋力高於高分組。也就是說，組織認同程度越低，越能強化公共服務動機對

組織承諾的正向影響；組織認同程度越高，則公共服務動機對組織承諾的正向影響越低。綜上所述，本研究假設3均獲得驗證。

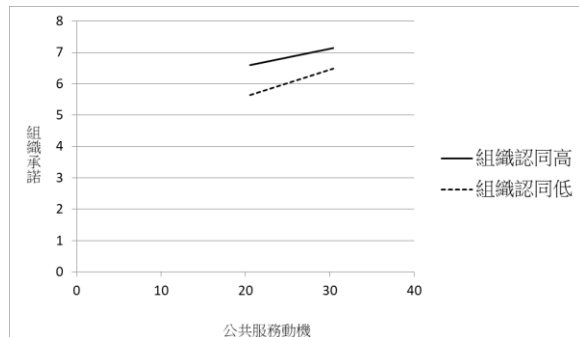


圖 1：組織認同對公共服務動機與組織承諾調節作用圖

伍、研究結論與建議

本研究旨在探討後備軍人輔導組織成員的公共服務動機、組織承諾與組織認同間的關係。透過數據分析，假設驗證情形如表十七所示。透過「公共服務動機」、「組織承諾」與「組織認同」的影響歷程探討，本研究首先依據實證分析結果作出結論，接著提出後備軍人輔導組織未來發展以及未來研究之具體建議。

表十七：假設驗證情形

研究假設	驗證結果
H ₁ : 公共服務動機對組織承諾有正向影響。	成立
H ₂ : 組織認同對組織承諾有正向影響。	成立
H ₃ : 組織認同對公共服務動機與組織承諾有調節效果。 組織認同程度越高，公共服務動機與組織承諾的正向關係越強；組織認同程度越底，公共服務動機與組織承諾的正向關係越弱。	部分成立

資料來源：本研究整理。

一、研究結論

(一)後備軍人輔導組織普遍具有高度公共服務動機

研究發現，後備軍人輔導組織成員普遍具有高度公共服務動機，此與過去多數

的研究相契合[10、14]。基此，高度的公共服務動機可適切說明為什麼輔導組織成員往往願意置身於危險境地，為國家安全貢獻一己之力。

就人口變項與公共服務動機來看，「30歲以下」、「年資5年以下」以及任職「輔導員」的組織成員分別在「公共利益承諾」顯著低於「41歲以上」、「服務年資6年以上」以及其他職務者，這可能與生涯發展有關。

首先，30歲以下成員刻處於青壯年黃金時期，正是奠定職業生涯的重要時期，此時個人會較專注於職涯成就，而不易將公作之餘的心力貢獻給公共服務組織。

其次，對服務年資5年以下的成員而言，相較其他成員可謂組織經歷較淺的一群。循此，他們在組織中所扮演的角色可能仍處於觀察與執行的學習階段，在對於輔導中心實際任務尚不熟稔的情況下，較不易提出相關任務或執行計畫，故容易產生「公共利益與承諾」相對較低的情況。

再次，就「職務」而論，不論是主任、副主任、秘書、督導員或輔導組長，他們在「公共利益承諾」的程度都顯著高於輔導員，這或許與輔導中心的職務歷練有關。實務上，輔導員本就是輔導中心的初始職務，與前述「年資」的影響類似，在較為初期的職務上，並不易對輔導中心的運作或各項計畫帶來影響。因此也較易產生「公共利益與承諾」程度相對比其他職務低的情況。

此外，值得注意的是，除了主任在「自我犧牲」面向顯著高於輔導員外，擔任副主任、秘書、督導員或輔導組長等職務的成員「自我犧牲」程度雖然都高於輔導員但並不顯著，這可能意味著主任必須以身作則，具有身先士卒並肩負輔導組織運作成敗之責，因此自我犧牲的程度較高；而

對於其他成員來說，個人的成就與利益有時候確實是優先於組織利益的。

將上述背景因素相互輔證，可指出 30 歲以下、服務 5 年以下的輔導中心輔導員，很可能在輔導中心任務或執行計畫的參與程度較為薄弱，仍有提升的空間；整體上，自我犧牲認知是當前輔導中心在公共服務動機上需要持續提升之處。

(二)公共服務動機正向預測組織承諾

本研究分析顯示，後備軍人輔導組織成員的公共服務動機，無論在政策參與、公共利益承諾、同情心或自我犧牲等構面，均能對組織承諾產生正向的預測效果，此結果與[35、36]之研究結一致。

這意味著，具有高度公共服務動機的輔導幹部對於組織的忠誠與參與度較高，他們願意為了組織圓滿達成任務而付出更多的努力，並竭盡所能配合輔導組織的工作與任務分配；同時，他們關心輔導組織的運作方向與未來發展，不會因為個人意見與組織相左即輕易離開組織。由此可見，高度公共服務動機的輔導組織成員越多，將有利於後備軍人輔導組織推動各項災害防救與全民國防任務。

此外，在「職務」對組織承諾變項中，輔導員的「組織承諾」有顯著低於主任、副主任與秘書的現象；「年資」5 年以下的「組織承諾」均顯著低於服務 6 年以上者。以「年齡」來看，不論組織成員為何種年齡，其在「組織承諾」與「組織認同」方面無顯著差異。這與前述公共服務動機有相似的特徵，年資較淺的輔導員由於處於生涯起飛的重要奠基期，因此在有限的資源分配上，未必對輔導中心投入超出預期的心力，或者說，這些成員忠於自我的程度更勝於忠於組織。

(三)組織認同負向調節公共服務動機與組織承諾

出乎預料的是，組織認同對於公共服務動機與組織承諾，並非正向調節。這種負向調節關係告訴我們，當組織認同越強烈時，將降低公共服務動機對組織承諾的影響。其原因可能在於當組織成員對服務組織、組織價值的認同程度超越服務社會大眾的公共價值時，成員們的內心即可能將組織置於凌駕公共服務價值的地位上。此情之下，組織成員的組織認同標的與公共服務動機一致時，因為動機與目標相符，所以不會對組織承諾帶來影響。然而，當組織認同的目標與自身所認定的公共服務價值產生不一致時，成員的內心即可能因為高度的組織認同從而降低了公共服務動機對組織承諾的影響。也就是說，在複雜的組織認同情境下，輔導組織應透過更為單純的公共服務動機措施，提升組織公共價值，進而產生吸引與認同；儘量避免以私益作為引起嚮往的來源。

二、政策建議

(一)貫時性地掌握後備輔導組織成員公共服務動機分布狀況

利用 PSM 量表擴大對後備輔導組織成員 PSM 的了解，建立循證管理的基礎確有必要。本研究是國內少數針對後備軍人輔導幹部 PSM 的相關研究，雖初步發現當前後備軍人輔導組織確實是一支對於國防公共服務極具向心的志工團隊，為我國全民防衛體系不可或缺的重要力量。然而，如何繼續維持且擴大此優良傳承，則是未來有關單位不得不重視的工作。基此，貫時性地採用規模調查，藉以瞭解整體輔導組織的 PSM 輪廓與樣貌，才能更為宏觀地掌握薄弱之處予以強化，並作為未來實施幹部培訓的重要參考依據。

(二)後輔組織人才甄用或可將公共服務動機納入考量

將公共服務動機納入人才甄用考量，

並非是要輔導組織在招用人才時，加入公共服務動機的量測。而是考量公共服務動機與個人社會化過程有關[4]，因此實際的人才甄用上，可以極力或優先甄選具體對社會公共服務有貢獻者，例如曾擔任社會志工、義消義警等；或是本身職業即是公共服務導向者，例如護士、公務員、社工人員或非營利組織等。這些人才的注入除了確保新加入成員本身即具有較高的公共服務動機外，對整體後備軍人輔導組織文化亦能帶來正向影響。

(三)關注「30歲以下」、「年資5年以下」以及「輔導員」成員的組織配適度

依據本研究結果顯示，「30歲以下」、「年資5年以下」以及任職「輔導員」的成員在公共服務動機的次構面—「公共利益承諾」較為薄弱。然而，站在組織發展的歷程來說，這些成員可能短時間內暫時具有更為迫切的個人目標，但不代表未來這些人才不會受到公共服務組織文化的影響。或者，在個人目標獲得後，轉而願意投注更多的個人心力於公共服務任務上。基此，仍應觀察這些焦點成員的組織配適問題。具體而言，基於國防公共安全的持續需求，輔導組織或可體察成員在短期內的個人需求與組織有所不同，然而若個人長期目標與組織無法調和，則須正視個人組織配適程度不足之問題，給予適處，避免影響組織其他成員。

(四)考核成員公共服務動機與組織認同目標是否一致

基於個人組織認同情境是複雜多元的，因此個人對組織認同的焦點與輔導組織真正展現公共服務動機的重點可能不同，而此種差異性不易在短期間有所察覺，需要透過長期觀察。基此，在組織成員的考核過程中，除了重視組織例行的公共服務活動參與程度外，仍須重視成員在

這些組織規範外的自主活動，是否具有自發性的體制外公共服務活動。如此一來，可在一定程度上確保成員不是為了特定私人目的而參與組織公共服務活動，而是來自於真誠的公共服務動機，而願意參加輔導組織安排的公共服務任務。

三、未來研究建議

依研究者的實務經驗而言，後備輔導組織刻正面臨新舊世代輪替的重要歷程，從此次的研究或可察覺組織幹部主力的年齡多處於50歲以上，這些幹部在社會人脈與組織發展經驗上具有不可或缺的重要性。但後續積極甄補的新興力量來自於不同世代的教育方式與社會化歷程，為了掌握輔導組織在新舊世代遞進的長期性PSM變化，縱貫性(longitudinal)研究設計可彌補此一不足，並可進一步釐清國防志工決定是否參與組織的影響因素，供後續幹部招聘及留任時參用。

此外，併用質性方法以探究團體、組織層面如何影響PSM及PSM相關的的心理及行為過程，將使得研究結果具備更高的可信度及說服力；再者，如能利用實驗或準實驗設計，例如培訓前及培訓後的工作績效變化等論，將有助於PSM理論與實務上的發展。

參考文獻

- [1]國防部後備指揮部，蔡總統：後備軍人無私奉獻國軍戰力後盾，青年日報：<https://afrc.mnd.gov.tw/AFRCWeb/NewsContent.aspx?sn=11398>，2019。
- [2]總統府，總統肯定後備輔導幹部 擴大後備輔導組織，總統出席國防部後備指揮部「108年後備軍人輔導工作會議」：<https://www.president.gov.tw/News/25001>，2019。

- [3]陳重安、許成委，”公共服務動機：回顧、反思與未來方向”公共行政學報，51：pp. 69-96, 2016.
- [4]李俊達，”公共服務動機析論：兼論後年改時代提升公共服務動機之策略”文官制度，12(2)：pp. 57-87, 2020.
- [5]黃朝盟、李俊達，”提升政府文官團隊的公共服務動機—理論發展的觀點”人事月刊，355：pp. 52-63, 2015.
- [6]黃婉玲，”為何選擇就讀軍警院校？公共服務動機的角色”公共行政學報，57：pp. 83-118, 2019.
- [7]Perry, J. L., & W. Vandenabeele, “Public service motivation research: Achievements, challenges, and future directions”, Public Administration Review, Vol. 75(5), pp. 692-699, 2015.
- [8]吳宗憲，台南市政府文官公共服務動機與工作滿意、工作努力意願之實證研究—以個人/組織配適度作為調節變項，公共行政學報(43)：pp. 91-126, 2012。
- [9]Rainey, H. G., Reward preference among public and private managers: In search of the service ethic. The American Review of Public Administration, Vol. 16(4), pp. 288-302, 1982.
- [10]Perry, J. L., & L. R. Wise, The motivational bases of public service, Public Administration Review, Vol. 50(3), pp. 367-373, 1990.
- [11]Perry, J. L., Measuring public service motivation: An assessment of construct reliability and validity, Journal of Public Administration Research and Theory, Vol. 6(1), pp. 5-22, 1996.
- [12]王光旭，”社區照顧關懷據點服務志工情緒勞務的前置因素與其結果關連性之研究”社會科學論叢，16(1)：pp. 69-118, 2022.
- [13]Rainey, H. G. & Steinbauer, P., “Galloping elephants: Developing elements of a theory of effective government organizations”, Journal of Public Administration Research and Theory, Vol. 9(1), pp. 1-32, 1999.
- [14]Brewer, G. A. & Selden, S. C., “Whistle Blowers in federal civil service: New evidence of the public service ethic”, Journal of Public Administration Research and Theory, Vol. 8(3), pp. 413-439, 1998.
- [15]Vandenabeele, W., “Towards a theory of public service motivation: An institutional approach”, Public Management Review, Vol. 9(4), pp. 545-556, 2007.
- [16]Paarlberg, L. E., Perry, J. L., & Hondeghem, A., “From theory to practice: Strategies for applying public service motivation”, Motivation in Public Management: The Call of Public Service (Oxford, UK: Oxford University Press), pp. 268-293, 2008.
- [17]Moynihan, D. P., & Pandey, S. K., “The big question for performance management: Why do managers use performance information?”, Journal of Public Administration Research and Theory, Vol. 20(4), pp. 849-866, 2010.
- [18]Coursey, D., J. L. Brudney, L. Littlepage, & J. L. Perry, “Does public service motivation matter in volunteering domain choices? A test of functional theory”, Review of Public Personnel Administration, Vol. 31(1), pp. 48-66, 2011.

- [19]Liu, B., C. Hui, J. Hu, W. Yang, & X. Yu, "How well can public service motivation connect with occupational intention?", *International Review of Administrative Sciences*, Vol. 77(1), pp. 191-211, 2011.
- [20]Bright, L., "Does person-organization fit mediate the relationship between public service motivation and the job performance of public employees?", *Review of Public Personnel Administration*, Vol. 27(4), pp. 361-379, 2007.
- [21]Wright, B. E., & R. K. Christensen, "Public service motivation: A test of the job attraction-selection-attrition model", *International Public Management Journal*, Vol. 13(2), pp. 155-176, 2010.
- [22]Lewis, G. B., & S. A. Frank, "Who wants to work for government?", *Public Administration Review*, Vol. 62(4), pp. 395-404, 2002.
- [23]Whyte, William H., *The Organization Man*. Garden City, New York: Doubleday Anchor, 1956.
- [24]黃瓊玉、張祐豪、李小梅，"內部行銷對警察人員組織承諾影響之研究－以警政署署長室臉書粉絲專頁為例"管理評論，38(3)：pp. 41-61, 2019.
- [25]Mowday, Richard T., Lyman W. Poter, and Richard M. Steers, *Employee-organization linkage - the psychology of commitment absenteeism and turnover*, New York: Academic Press, 1982.
- [26]林鈺琴，"以組織承諾及工作滿足為實徵切入分析組織公民行為與員工工作考績之結構模式比較"人力資源管理學報，3(2)：pp. 93-113, 2003.
- [27]Mulki, Jay P., William B. Locander, Greg W. Marshall, Eric G. Harris, & James Hensel, "Workplace isolation, salesperson commitment, and job performance", *Journal of Personal Selling and Sales Management*, Vol. 28(1), pp. 67-78, 2008.
- [28]Taylor, Eileen Z., & Mary B. Curtis, "An examination of the layers of workplace influences in ethical judgments: whistleblowing likelihood and perseverance in public accounting", *Journal of Business Ethics*, Vol. 93(1), pp. 21-37, 2010.
- [29]Kanter, Rosabeth M., "Commitment and social organization: a study of commitment mechanisms in utopian communities", *American Sociological Review*, Vol. 33(4), pp. 499-517, 1968.
- [30]Morris, James H. & J. Daniel Sherman, "Generalizability of an organizational commitment model", *Academy of Management Journal*, Vol. 24(3), pp. 512-526, 1981.
- [31]Robbins, Stephen P., *Organizational Behavior*, New Jersey: Prentice Hall, Inc, 1996.
- [32]Meyer, J. P., Stanley, D. J., Herscovitch, L., & Topolnytsky, L., "Affective, continuance, and normative commitment to the organization: A meta-analysis of antecedents, correlates, and consequences", *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 61, pp. 20-52, 2002.
- [33]Moynihan, D. P. & S. K. Pandey, "The role of organizations in fostering public service motivation", *Public Administration Review*, Vol. 67(1), pp. 40-53, 2007.
- [34]Taylor, J., "Organizational influences,

- public service motivation and work outcomes: an Australian study”, *International Public Management Journal*, Vol. 11(1), pp. 67-88, 2008.
- [35] Allen, N. J. & I. P. Meyer., “The measurement and antecedents of affective, continuance, and normative commitment to the organization”, *Journal of Occupational Psychology*, Vol. 91, pp. 1-18, 1990.
- [36] Porter, L.W., R.M. Steers, R.T. Mowday, & P.V. Boulian., “Organizational commitment, job satisfaction, and turnover among psychiatric technicians”, *Journal of Applied Psychology*, Vol. 59, pp. 603-609, 1974.
- [37] Crewson, P. E., “Public-service motivation: building empirical evidence of incidence and effect”, *Journal of Public Administration Research and Theory*, Vol. 7(4), pp. 499-518, 1997.
- [38] Bergami, M., & Bagozzi, R. P., “Self-categorization, affective commitment and group self-esteem as distinct aspects of social identity in the organization”, *The British Journal of Social Psychology*, Vol. 39, pp. 555-577, 2000.
- [39] O'Reilly, C., & Chatman, J., “Organizational commitment and psychological attachment: The effects of compliance, identification, and internalization on prosocial behavior”, *Journal of Applied Psychology*, Vol. 71, pp. 492-499, 1986.
- [40] 王豫萱、胡昌亞, “再探組織認同之本質：2002—2012 之研究回顧與前瞻” *人力資源管理學報*, 13(4): pp. 107-137, 2013.
- [41] Gautam, T., Van Dick, R., & Wagner, U., “Organizational identification and organizational commitment: Distinct aspects of two related concepts”, *Asian Journal of Social Psychology*, Vol. 7, pp. 301-315, 2004.
- [42] Meyer, J. P., Becker, T. E., & van Dick, R., “Social identities and commitments at work: Toward an integrative model”, *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 27, pp. 665-683, 2006.
- [43] van Knippenberg, D., & Sleebos, Ed., “Organizational identification versus organizational commitment: Self-definition, social exchange, and job attitudes”, *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 27, pp. 571-584, 2006.
- [44] Dutton, J. E., Dukerich, J. M., & Harquail, C. V., “Organizational images and member identification”, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 39, pp. 239-263, 1994.
- [45] Mael, F. A., & Ashforth, B. E., “Alumni and their alma mater: A partial test of the reformulated model of organizational identification”, *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 13: pp. 103-123, 1992.
- [46] Mael, F. A., & Tetrick, L. E., “Identifying organizational identification”, *Educational and Psychological Measurement*, Vol. 52, pp. 813-824, 1992.
- [47] Meyer, J. P., & Allen, N. J., “A three-component conceptualization of organizational commitment: Some methodological considerations”, *Human Resource Management Review*, Vol. 1, pp. 61-98, 1991.

- [48]Cole, M. S. & Bruch, H., "Organizational identity strength, identification, and commitment and their relationships to turnover intention: Does organizational hierarchy matter?", *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 27, pp. 585-605, 2006.
- [49]Ashforth, B. E., Harrison, S. H., & Corley, K. G., "Identification in organizations: An examination of four fundamental questions", *Journal of Management*, Vol. 34(3), pp. 325-374, 2008.
- [50]Jetten, J., Haslam, C., & Haslam, A., "Why we need a social identity analysis of health. In J. Jetten, C. Haslam, & A. Haslam (Eds.)", *The social cure: Identity, health and wellbeing*, Psychology Press, pp. 3-19, 2012.
- [51]Wegge, J., Schuh, S. C., & Van Dick, R., 'I feel bad', 'we feel good'?—Emotions as a driver for personal and organizational identity and organizational identification as a resource for serving unfriendly customers. *Stress and Health*, Vol. 28(2), pp. 123-136, 2012.
- [52]呂宛蓁、陳逸杰、吳明翰、陳怡雯、鄭志富，學校運動教練工作不安全感、組織認同、工作倦怠與工作退縮行為：工作要求—資源模式之觀點，*體育學報*，55(2)：pp. 193-212, 2022.
- [53]張美瑤，就業態度、從業壓力、組織認同對組織承諾之影響：以縣市合併後市府員工為例，*Journal of Data Analysis*，7(4)：pp. 13-31, 2012。
- [54]Kim, Sangmook, Revising Perry's Measurement Scale of Public Service Motivation. *The American Review of Public Administration*, Vol. 39(2), pp. 149-163, 2009.
- [55]Mowday, R. T., Steers, R. M., Porter & L. W., The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 14(2), 224-247, 1979.
- [56]Cheney, G., On the various and changing meanings of organizational membership: A field study of organizational identification. *Communication Monographs*, Vol. 50(4), 342-362, 1983.

Fearless in danger! Discussion on Public Service Motivation, Organizational Commitment and Organizational Identification of Reservist Counseling Organization

**Tzu-Wen Chien¹, Jie-Shuo Shang², Chien-Kai Lin³, Shih-Hong Chen⁴,
Te-Hua Chen⁵**

¹³⁴**Department of Public Policy and Administration, National Chi Nan University**

²⁵**Department of Reservist Counseling, Tainan City Reserve Command**

Abstract

What factors are enough to make the members of the Reservist Counseling Organization willing to appear at the dangerous disaster relief scene in the first place? When everyone is in danger, dare to stand up and contribute to national security? Public service motivation may be an extremely important influencing factor. In the past 20 years, the research on public service motivation has gradually become an important issue in the management of public organizations. However, most of the past studies have limited the scope of research to the three types of public service status divided by "public sector/non-public sector" and "current staff/non-service staff", or it can add to the relatively rare type 4 research in the past. Through multiple hierarchical regression analysis, this study found that Reservist Counseling Organization generally have a high degree of public service motivation, and their public service motivation can positively predict organizational commitment. It is worth noting that the interaction between public service motivation and organizational identification has a significant negative explanatory power on organizational commitment. Accordingly, this study suggests that the distribution of public service motivations among the members of the Reservist Counseling Organization should be continuously grasped; the selection of organizational talents can take public service motivation into consideration; attention should be paid to "under 30 years old", "less than 5 years of experience" and "The organizational fitness of the members of the "counselor" and whether the motivation of the members' public service is consistent with the goal of the organization's identification are used as practical references for the management of the Reservist Counseling Organization.

Key words : Counseling Organization of Reservists, Cross-Boundary Governance, Public Service Motivation, Organizational Commitment, Organizational Identification